

【产业经济】

人民币实际汇率对工业产能利用率的影响

王自锋, 白玥明

(南开大学经济学院, 天津 300071)

【摘要】 中国工业的产能过剩问题体现着开放经济条件下外部因素的冲击特征。本文从人民币汇率的视角分析了开放经济条件下中国工业的产能过剩问题, 检验了人民币实际汇率对中国工业产能利用率的系统影响及传导渠道。结果发现: 中国工业产能利用率存在显著的滞后性; 人民币实际汇率升值通过市场势力和进口渗透率两个渠道对中国工业尤其是重工业的产能利用率产生了显著的负向影响, 但出口开放度渠道不具有稳定性和显著性; 当国有企业比重增加时, 人民币实际汇率升值对中国工业产能利用率的负向影响有所增强, 但私营企业比重的作用方向相反, 外资企业的影响效应尚不明确。为了化解工业产能过剩, 可依托汇率政策调节工业产能利用率, 同时配合实施严控新增投资、规避汇率风险、消除市场垄断以及促进海外投资等相关措施。

【关键词】 实际汇率; 产能利用率; 重工业; 所有制结构

【中图分类号】F424.1 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1006-480X(2015)04-0070-13

一、问题提出

自20世纪90年代以来, 中国先后出现了三次大规模的产能过剩, 涉及以轻工业为代表的竞争性产能过剩和以钢铁、水泥、船舶等重工业为代表的体制性产能过剩, 从而提高产能利用率以化解产能过剩问题成为中国宏观经济调控的一项重要内容。对此, 国内外学者分别从市场结构的产业组织视角^[1-4]、信息不对称的信息经济学视角^[5]、经济波动的经济周期视角^[6], 以及政府体制与政策的政治经济学视角^[7]研究了中国产能利用率的波动与产能过剩的成因, 并提出了解决方案。但相关文献多是基于国内因素的视角且解决方案局限于内部经济考量。然而, 加入WTO以来, 中国外向型经济规模占GDP的比重不断提高, 这导致中国经济受外部因素的冲击愈加严重, 中国部分行业的产能利用率低及产能过剩问题必然体现开放经济条件下外部经济的冲击特征。

中国工业部门是国民经济中的主导产业, 随着经济开放度不断提高, 中国工业的实际产出和产能产出可能更受人民币汇率变动的直接冲击。2005年7月21日中国人民银行宣布实行以市场供求为基础, 参考一揽子货币调节的有管理的浮动汇率制度。有研究发现, 人民币汇率变动的支出转换效应和汇率传递效应明显增强^[8]。人民币汇率浮动能够有效地缓解外部因素的冲击, 自发调节外部

【收稿日期】 2015-02-18

【基金项目】 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“新时期中国企业跨国经营战略与绩效研究”(批准号13JJD790016); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“对外直接投资支持体系: 国际比较研究”(批准号12JJD790035)。

【作者简介】 王自锋(1978—), 男, 河南漯河人, 南开大学经济学院副教授, 经济学博士; 白玥明(1992—), 男, 河北保定人, 南开大学经济学院硕士研究生。

经济失衡,实现国内外资源的最优配置。但人民币汇率调整可能通过支出转换效应和汇率传递效应加剧中国工业行业的产能过剩矛盾。因此,本文试图从人民币汇率的新视角分析在开放经济条件下中国工业的产能利用率与产能过剩问题。

按照经典的国际金融理论,汇率升值将通过支出转换效应造成实际产出的紧缩效应。但马歇尔—勒纳条件可能无法满足,且汇率对产品价格的不完全传递效应也会影响实际产出变动。有关汇率影响实际产出的文献可归纳为三类观点:汇率贬值的紧缩效应^[9-14]、汇率升值的紧缩效应^[15]和汇率变动的中性论^[16]。部分文献认为,人民币汇率升值对中国实际产出有明显的负向影响^[17-20];但也有研究认为,人民币汇率变动对中国实际产出的影响甚微^[21,22],或者人民币汇率小幅变化对中国实际产出无影响但大幅升值却有负向效应^[23,24]。假定产能产出不变,汇率对实际产出的影响会直接改变产能利用率,即实际产出减少意味着产能利用率下降,反之则表明产能利用率提高。但现实中,汇率调整也会引致产能产出发生变动,并且国际贸易依赖度、企业市场势力以及所有制结构特征等因素都会制约汇率变动的支出转换效应和不完全价格传递效应,进而制约汇率调整对实际产出和产能产出的影响。因此,汇率变动对产能利用率的总体影响及传导机制仍是一个未解之谜。

为此,本文构建了一个微观企业层面的理论模型,分析汇率变动影响产能利用率的三个传导渠道,即出口开放度、进口渗透率和市场势力渠道;参照 Goldberg^[25]和毛日昇^[26]的做法,测度了三位码层面的人民币实际有效汇率指数,并参照韩国高等^[27]的生产函数法,估算了中国各工业行业的产能利用率;采用 Onestep-SYS-GMM 方法,检验了人民币实际汇率对中国工业各行业的产能利用率造成的系统影响及传导渠道。

二、模型构建与传导渠道

1. 理论模型

假定工业部门中一个代表性企业的最大化利润函数为^①:

$$\pi(e) = \max_{q^d, q^x, q^m} \{p^d(e, q^d)q^d + ep^x(e, q^x)q^x - ep^m(e, q^m)q^m - rK - wL - p_h Z - ep_f(e, M)M\} \quad (1)$$

$$q^d + q^x = Y = Q - q^m = F(K, L, Z, M) = K^\alpha L^\beta Z^\gamma M^{1-\alpha-\beta-\gamma} \quad (2)$$

式(1)中, q^d, q^x, q^m 分别表示国内销售、出口销售和进口最终品的数量, p^d, p^x, p^m 分别表示国内售价、国外售价和进口最终品的价格; K, L, Z, M 分别表示国内资本、国内劳动、国内中间投入品及进口中间投入品的数量, r, w, p_h, p_f 分别表示上述各生产要素的价格。 e 表示东道国的实际汇率, 汇率上升(下降)表示东道国货币贬值(升值)。利润最大化函数同时满足式(2)的约束条件, 即最终品水平(Q)为国内产出 Y 或全部销售收入($q^d + q^x$)和进口最终品 q^m 之和。国内产出遵循 Cobb-Douglas 生产函数, $\alpha, \beta, \gamma, 1-\alpha-\beta-\gamma$ 分别表示各生产要素投入对产出的贡献比重(令 $\mu = 1-\alpha-\beta-\gamma$)。基于不完全垄断竞争市场假设条件、拉格朗日函数和欧拉定理, 可求解企业的最优产出规模, 即:

$$Y^* = \frac{wL}{V(e)} = \frac{wLp_f}{p^d(1+\frac{1}{\eta^d})(1-\theta) + ep^x(1+\frac{1}{\eta^x})\theta - ep^m(1+\frac{1}{\eta^m})\frac{\rho}{1-\rho} - ep_f(1+\frac{1}{\eta^f})\mu} \times \frac{wL}{-r(\frac{\partial Q}{\partial K})^{-1} - \alpha - p_h(\frac{\partial Q}{\partial Z})^{-1} - \gamma} \quad (3)$$

其中, $\eta^d, \eta^x, \eta^m, \eta^f$ 分别表示国内市场、国外市场、进口最终品、进口中间投入品的价格需求弹性。 θ 表示出口销售收入占全部销售收入的比重, ρ 表示进口最终品的渗透率, 即进口最终品占全部最终品产值的比重。

参照 Berndt and Morrison^[28]的生产函数形式, 将生产要素分类: Γ 为准固定投入向量, K 是唯一的准固定投入; 可变投入向量 $V = V(L, Z, M)$ 。生产函数 $Y = F(K, L, Z, M) = F(\Gamma, V)$ 。其中, 可变成本函数为:

① 理论模型没有涉及厂商产能过剩的竞争行为分析, 如“窖藏效应”和“进入门槛效应”。

$$VC=WL+ep_fM+p_hZ=VC(K,\Delta K,w,ep_f,p_h,t,Y) \quad (4)$$

其中, ΔK 是新增资本, t 是以时间趋势所代表的技术进步。本文使用劳动力价格 w 将可变成本函数 VC 标准化为 $G=\frac{VC}{w}$, 标准化后的劳动力价格为 1, 进口中间投入品价格为 $\bar{p}_f=\frac{ep_f}{w}$, 国内中间投入品价格为 $\bar{p}_h=\frac{p_h}{w}$ 。其中, 企业的短期总成本函数为:

$$STC=VC+rK=VC(K,\Delta K,w,ep_f,p_h,t,Y)+rK \quad (5)$$

$$G=Y\{\beta_0+\beta_1t+\beta_2e\bar{p}_f+\beta_3\bar{p}_h+\frac{1}{2}\gamma_{22}(e\bar{p}_f)^2+\frac{1}{2}\gamma_{33}\bar{p}_h^2+\gamma_{23}e\bar{p}_f\bar{p}_h+\beta_{2t}e\bar{p}_ft+\beta_{3t}\bar{p}_ht\} \\ +\beta_kK+\frac{1}{2}[\gamma_{kk}(\frac{K}{Y})+\varphi_{kk}(\frac{\Delta K}{Y})]+\gamma_{2k}e\bar{p}_fK+\gamma_{3k}\bar{p}_hK+\beta_{tk}Kt \quad (6)$$

对式(5)中的 K 求一阶偏导数, 并将 $G=\frac{VC}{w}$ 和 $\bar{r}=\frac{r}{w}$ 代入, 求解出成本最小化时的最优产能产出, 即:

$$Y^c=\frac{K}{U(e)}-\frac{\gamma_{kk}K}{\beta_k+\gamma_{2k}e\bar{p}_f+\gamma_{3k}\bar{p}_h+\bar{r}+\beta_{tk}K} \quad (7)$$

由式(3)和式(7)求出企业的产能利用率 $CU=\frac{Y^*}{Y^c}=\frac{U(e)wL}{V(e)K}$ 。其中, $U(e)>0, V(e)>0$ 那么, 企业的产能利用率对汇率的一阶导数关系式可简化为^①:

$$\frac{\partial CU}{\partial e}=C\eta^{f,e}-\frac{k}{\bar{\mu}}[\eta^{d,e}+\theta+\mu+\frac{\rho}{1-\rho}] \quad (8)$$

其中, c, k 均为常数 ($k>0$); $\bar{\mu}=\frac{\eta}{1-\eta}$ 表示企业在不同市场价格的平均加成系数, 反映企业的市场势力; 进口最终品的渗透率 $0<\rho<1$; $\eta^{f,e}$ 表示进口中间投入品需求对实际汇率的敏感度; $\eta^{d,e}$ 表示汇率对国内价格的传递效应。中国是一个新兴经济体, 具有不同于其他国家的制度和转型经济的各种特征。汇率变动对国内价格和出口品价格、进口最终品和进口中间品价格的传递效应还取决于中国工业行业的所有制结构特征^[25]。参照毛日昇^[26]的做法, $\eta^{f,e}, \eta^{d,e}, \eta^{m,e} \propto C_0\frac{S}{\mu}+C_1Own, c_0$ 和 c_1 分别表示

比列系数, S 和 Own 分别表示行业的总体进口渗透率 ($S=\mu+\frac{\rho}{1-\rho}$) 和所有制结构特征。因此, 式(8)

可进一步表达为:

$$\frac{\partial CU}{\partial e}=c_0\frac{S}{\mu}+c_1Own-\frac{k}{\mu}[\theta+\mu+\frac{\rho}{1-\rho}] \quad (9)$$

对式(9)两边求积分, 得到:

$$\ln CU=c_2+\{c_1Own+\frac{1}{\mu}[(k-c_0)S+k\theta]\} \ln e \quad (10)$$

式(10)表明: ①出口开放度 θ 增加, 汇率升值对产能利用率的负向影响会增强; ②进口中间产品投入比例 μ 和进口最终品投入比例 ρ 增加, 汇率升值对产能利用率的负向影响是否增强取决于进口渗透率与实际产出是替代关系 (c_0) 还是互补关系 (k), 即 c_0 小于 k 时, 替代效应大于互补效应; 反之, 当 c_0 大于 k 时, 替代效应小于互补效应; ③企业市场势力 $\bar{\mu}$ (平均利润) 增强, 汇率升值对产能利用率的负向影响可能减弱, 这取决于两个方面因素: ①汇率的不完全传递效应程度; ②进口渗透率与

① $\theta(\eta^{f,e}-\eta^{d,e}), \mu\eta^{f,e}$ 和 $\frac{\rho}{1-\rho}\eta^{m,e}$ 均可看做数值很小, 近似忽略不计。其中, $\eta^{f,e}$ 表示汇率调整对出口价格的传递效应 ($0<\eta^{f,e}<1$), $\eta^{m,e}$ 表示汇率调整对进口最终品价格的传递效应 ($0<\eta^{m,e}<1$)。

实际产出是竞争替代还是互补关系。

由式(3)和式(7)可知,企业的产能利用率是资本、劳动、中间投入品及汇率的某种函数形式:

$$\ln CU = b_0 + b_1 \ln K + b_2 \ln L + b_3 \ln w + b_4 \ln r + b_5 \ln e \quad (11)$$

结合式(11),得到式(10)更简洁的表达式,即:

$$\ln CU = d_0 + d_1 \ln K + d_2 \ln L + d_3 \ln w + d_4 \ln r + d_5 \left[c_1 \text{Own} + \frac{1}{\mu} [c_3 S + c_4 \theta] \right] \ln e \quad (12)$$

其中, d_0-d_5 表示各变量对应的系数。本文控制了各细分行业所有制结构特征的影响。

2. 传导渠道

上述理论模型表明,出口开放度、进口渗透率和企业市场势力三个因素制约着汇率变动的支出转换效应和不完全价格传递效应的作用效果,进而决定了人民币汇率对工业产能利用率的影响。

(1)出口开放度渠道制约汇率的支出转换效应和生产的“窖藏效应”,从而影响汇率变动的产能利用率变化效果。汇率升值通过相对价格变动的支出转换效应导致企业出口产品价格竞争力下降,进而引起出口规模减少。国外销售收入的变动程度取决于出口品需求的价格弹性、市场定价原则、贸易品构成及市场组织形式等因素,而汇率升值引致的国外销售收入下降对实际产出的负向影响则主要取决于总销售收入中的国外销售比重,即出口开放度(外销比例指标)。

自20世纪90年代以来,中国依靠劳动力和自然资源优势实行出口导向型工业发展战略,工业企业的出口开放度不断提高,2007年中国工业的总体出口开放度达到40%,其中一些工业行业的出口开放度偏高,如2006年工业硅的出口开放度高达82%。中国已成为世界工业品出口的重要基地,堪称“世界工厂”。随着工业出口开放度的提高,企业生产所受的来自汇率升值的支出转换效应的影响增加,可能导致人民币汇率升值对中国工业的实际产出与产能利用率的负向影响增强。这与理论模型中式(10)的结论一致。

虽然上述理论模型并未涉及企业产能过剩的竞争行为分析,如“窖藏效应”和“进入门槛效应”,但中国工业的出口开放度提高,意味着总销售收入中的国外销售比重增加,出口地增多,出口规模攀升。2002—2011年中国工业制成品出口增长率都在25%以上,中国工业品的出口市场已遍及全球各地,印有“中国制造”的轻工业品及高质量的成套设施在国外市场屡见不鲜,且都占有较高的市场份额。在各国经济周期不同步且世界经济未发生突发危机的情况下,出口多元化和出口规模增加将通过风险分散效应减少工业企业面对汇率变动引致的需求冲击的不确定性,于是,工业企业无需采用“窖藏”过剩产能策略^[2-4]应对汇率冲击的不确定性,此时,人民币汇率升值对中国工业产能利用率的负向影响或许并不显著。

总体上,出口开放度渠道制约汇率升值的产能利用率变化效果取决于汇率的支出转换效应和生产的“窖藏效应”:①汇率的支出转换效应是否显著? Redux模型虽然基本肯定了汇率的支出转换效应,但模型抽象掉了一些现实情况,如市场定价原则、贸易品构成、市场组织形式等。后期研究发现,生产者货币定价原则PCP支持汇率的支出转换效应,但当地定价原则LCP否定了这一结论。基于中国的经验研究也不支持PCP定价原则;②生产的“窖藏效应”是否显著?“窖藏效应”是竞争性市场中的理性行为,适用于充分竞争状态下的轻工业,但不符合寡头或垄断的市场结构下的重工业;③两者正负效应的作用结果如何?如果支出转换效应占支配地位,那么,中国工业的出口开放度提高,人民币汇率升值对中国工业的产能利用率的负向影响就会增强;反之,此负向影响会下降。

(2)进口渗透率渠道制约汇率的支出转换效应和不完全传递效应,从而影响汇率变动的产能利用率变化效果。汇率升值通过相对价格变动的支出转换效应,减少企业进口中间品和进口最终品的生产成本,但这种支出转换效应的实施效果取决于汇率升值对于进口中间品价格、进口最终品价格及国内生产要素价格的不完全传递效应。一般而言,由于生产成本效应同时影响实际产出和产能产出,所以,汇率对于产能利用率的总体影响无法确定,主要取决于实际产出和产能产出对于生产成

本调整的敏感性,以及进口中间品和进口最终品支出占总生产要素投入的比重,即进口渗透率。由于传统经济增长方式的制约,导致中国工业生产对国外资源的依赖度不断提高,2011年中国对原油、铁矿石、铝土矿、铜矿等重要能源资源的进口渗透率超过50%。

汇率升值通过进口渗透率渠道对实际产出的影响效果主要取决于进口渗透率与实际产出之间是否存在互补或替代关系。进口渗透率提高,汇率升值引致进口品(进口中间品和最终品)成本下降。一方面,造成国内中间品相对于进口中间品的相对价格显著上升,汇率升值促使工业企业更多采用进口中间品替代国内中间品投入,导致贸易品部门和非贸易品部门的实际产出增加,此时,进口渗透率与实际产出之间存在互补关系(理论模型中 k 的含义);另一方面,由于进口最终品相对价格降低,工业企业将更多进口最终品来替代自己生产,导致实际产出大幅下降,此时,进口渗透率与实际产出之间存在替代关系(理论模型中 c_0 的含义)。毛日昇^[26]研究表明,中国工业行业总体的进口渗透与国内产出水平主要体现为替代关系而非互补关系。基于不同的行业特征(如重工业或轻工业)以及不同的企业所有制结构特征(如国有企业或私营企业),两者之间是否存在替代或互补关系,取决于进口品构成(如进口最终品占全部进口品的比重)以及实际产出对于生产成本调整的敏感性。

依此判断,假定产能产出不变,进口渗透率提高,人民币汇率升值对中国工业的产能利用率的负向影响可能增强。但现实中产能产出将随进口中间品价格的变动而调整,加之汇率升值对于国内要素价格的不完全传递效应,导致国内生产要素价格下降,进一步提高工业企业的产能产出。因此,考虑到产能产出的动态调整,随着中国工业的进口渗透率提高,人民币汇率实际升值对中国工业的产能利用率的负向影响可能会大幅增强。

(3)市场势力渠道制约汇率的不完全传递效应,进而影响汇率变动的产能利用率变化效果。理论模型显示:市场势力渠道的制约效果取决于两个因素:①企业的市场势力(或平均利润)增强,汇率变动的不完全传递效应是否增强?静态竞争模型和以市定价的不完全竞争动态模型对此给出了截然相反的结论。Dornbusch^[29]的古诺产量竞争模型关注市场势力的作用以及国内外可比商品之间的不完全可替代性,当地市场竞争越激烈,汇率对进口价格的传递率就越低。而基于Fisher^[30]的波特兰竞争模型却表明,如果当地市场竞争性越强,汇率对进口价格的传递率就越高。由于波特兰价格竞争模型在现实中比较少见,所以,企业的市场势力(或者平均利润)增强,汇率变动的不完全传递效应可能会下降,进而汇率升值对产能利用率的负向影响就会减弱。这与理论模型结论一致。但由于Dornbusch的静态古诺竞争模型忽视了价格调整的动态因素,因此,后期研究重点关注以市定价的不完全竞争动态模型。Froot and Klemperer^[31]研究表明,汇率传递效应取决于汇率变动是暂时的还是永久的。暂时性的汇率变动将被垄断者的利润率所吸收,导致汇率变动对于进口价格的传递效应下降,进而汇率升值对产能利用率的负向影响会增强。这与理论模型结论完全相反。②进口渗透率与实际产出之间是否存在互补关系或者替代关系(c_0 大于或者小于 k)?如果最终品进口对于国内最终品生产的替代效应大于互补效应,汇率升值对产能利用率的负向影响可能提升;反之,此负向影响可能下降。

三、经验方程、变量说明与描述性统计

1. 经验方程

根据前面的理论模型,同时考虑到产能利用率的滞后效应,确定产能利用率的经验回归方程如下所示^①:

$$\ln CU_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \ln CU_{it-1} + \lambda_2 \ln K_{it} + \lambda_3 \ln L_{it} + \lambda_4 \ln w_{it} + \lambda_5 \ln REER_{it} (1 - Profit_{it-1}) + \lambda_6 [f_1 EXS_{it-1} + f_2 IMS_{it-1} + f_3 Own_{it-1}] \ln REER_{it} + \tau_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

① 由于回归中,单独的实际汇率、市场势力、出口开放度、进口渗透率或所有制结构特征变量与交叉变量存在显著且很高的相关性,容易出现GMM回归的多重共线性问题,因此,实证中部分单独变量被忽略。

其中, $CU_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的产能利用率, $REER_{it}$ 表示 t 时期工业行业 i 的实际有效汇率, $REER$ 指数上升(下降)表示东道国实际有效汇率升值(贬值)。 K_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的固定资产净值(资本存量), L_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的劳动数量, w_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的工资, r_{it} 表示 t 时期工业行业 i 的资本价格, $Profit_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的利润率^①。 $EXS_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的出口开放度, 即出口销售产值占全部销售收入的比重; $IMS_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的进口渗透率, 即行业进口额占国内产值和进口额之和的比重^②; $Own_{i,t-1}$ 表示 $t-1$ 时期工业行业 i 的所有制结构特征; τ_i 表示可能存在个体效应, σ_t 表示时间虚拟变量。由于利率变量 $\ln r$ 与时间虚拟变量 σ_t 具有很高的相关性, 回归方程中不引入利率变量。

本文采用工业行业的固定资产净值表示资本存量 K , 其计算方法是基于固定资产原价和累计折旧等数据的永续盘存法。劳动投入 L 采用全部职工(从业人员平均人数)统计量; 劳动力价格 w 使用本年应付工资总额统计量除以全部职工统计量得到。本文采用出口交货值占全部销售收入的比重表示出口开放度 EXS , 使用行业全部进口额(联合国 Comtrade 数据库)占它与行业总产值之和的比重表示行业进口渗透率 IMS , 并采用国有企业(SOE)、私营企业(PRT)、外资企业(FDI)产值占行业总产值的比重表示行业所有制结构特征(Own)^③。上述数据均来自于中国工业企业数据库。

由于式(13)引入滞后一期变量, 可能存在内生变量与误差项之间的相关性, 所以, 本文采用 Onestep-SYS-GMM 回归, 克服 OLS 估计、标准的随机效应估计或固定效应估计所导致的参数估计的非一致性问题, 并进行了 Arellano-Bond 残差序列一阶和二阶相关性检验以及统计了判定所有工具变量整体有效性的 Sargan 检验。

2. 估算各工业行业的产能利用率

本文参照韩国高等^[27]的成本函数法估算中国四位码工业行业层面的产能利用率。计算思路是: ①根据式(6)确定参数 $\beta_K, \gamma_{KK}, \gamma_{2K}, \gamma_{3K}$ 和 β_{K1} ; ②依据式(7)求出最优产能产出 Y^c ; ③求出 1999—2007 年工业各行业的产能利用率^④。本文采用 SYS-GMM 解决解释变量的内生性问题, 式(6)中 $\beta_K, \gamma_{KK}, \gamma_{2K}, \gamma_{3K}$ 和 β_{K1} 在 5% 的显著性水平下显著异于零, 回归结果见表 1。

3. 测算各行业实际有效汇率指数

鉴于数据的可得性问题, 本文采用 Goldberg^[25]和毛日昇^[26]的做法, 构建三位码工业行业层面的月度实际有效汇率指标:

$$REER_{im} = \sum_{j=1}^k \omega_{jt}^i RER_{jm} \quad (14)$$

$$\omega_{jt}^i = 0.59 \times \frac{\sum_{c=t-2}^{t-1} ex_{jc}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{c=t-2}^{t-1} ex_{jc}^i} + 0.41 \times \frac{\sum_{c=t-2}^{t-1} im_{jc}^i}{\sum_{j=1}^k \sum_{c=t-2}^{t-1} im_{jc}^i} \quad (15)$$

① 本文采用 $1-Prof_{i,t-1}$ 表示厂商市场势力的反向指标($\frac{1}{\mu}$)。

② 由于出口开放度、进口渗透率和利润率可能受到汇率调整的影响, 为避免实际汇率和上述变量之间存在的内生性(同时响应)问题可能造成估计偏差, 参考毛日昇^[26]的做法, 对上述变量做时间上的一阶滞后处理。

③ 国有企业、外资企业和私营企业占总体工业行业的比重最高(大约 60%—70%), 这三种所有制类型的企业集中反映了市场制度性差异和其他行业特征的差异性。

④ 本估计采用中国工业企业数据库中的工业中间投入合计统计量表示中间投入品 M , 采用时间趋势度量技术进步 t ; 使用国际大宗商品价格指数衡量进口中间投入品价格 p_f , 国内中间投入品价格 p_h 来源于《中国统计年鉴》中工业生产者购进价格指数(以 1999 年为基期); 新增固定资本 ΔK 来源于中国工业企业数据库中固定资产原价总计的一阶差分统计量, 其中, 资本租赁价格 r 的计算参照毛日昇^[26]的做法。劳动投入 L 来源于中国工业企业数据库中全部职工(从业人员平均人数)统计量。劳动力价格 w 来源于中国工业企业数据库中本年应付工资总额统计量和全部职工数计算得到。产出 Y 采用中国工业企业数据库中工业增加值统计量。

表 1 可变成本方程的参数估计结果

系数	估计值	标准误差	系数	估计值	标准误差
β_0	13.6282***	3.1100	β_{3r}	0.7910***	0.2540
β_1	-0.6882**	0.3060	β_K	-1.4622***	0.5330
β_2	1.1698	2.2910	γ_{KK}	-0.1545**	0.0780
β_3	-26.7244***	7.5790	φ_{KK}	0.8251**	0.3630
γ_{22}	-0.7776	3.3920	γ_{2K}	-1.3855***	0.3240
γ_{33}	18.7854**	7.8560	γ_{3K}	3.0830***	0.6180
γ_{23}	3.6808	2.2390	β_{kK}	0.1687***	0.0390
β_{2r}	-0.1917	0.2090	C	4696148.0000***	760165.0000
观测值	3691				
行业数	462				
AR(2)	0.8960				
Sargan Test	0.3290				

注:上述回归中控制了重工业和轻工业的特征差异。***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。
资料来源:作者计算整理。

其中, RER_{jm} 表示中国与 j 国在月度 m 的双边实际汇率指数, ω_{jt}^i 表示中国与 j 国在产业 i 的双边贸易的年度加权系数, ex_{jc}^i 和 im_{jc}^i 分别表示中国与 j 国在中国工业行业 i 的双边进口和出口贸易额。这里 ex_{jc}^i 和 im_{jc}^i 分别采用月度 t 所在年份之前两年的均值作为加权值; k 表示加权国家和地区总数^①。

4. 描述性统计

实际有效汇率及其变化值指标为三位码层面,按照行业编码分别合并,匹配到相应的四位码行业。结果表明:重工业的产能利用率(均值为 1.3749)明显低于轻工业的产能利用水平(均值为 2.1989),重工业领域的产能过剩问题更为严重。表 2 为描述性统计值。

表 2 描述性统计值

指标	样本数	均值	标准差	中间值	1/4 分位值	3/4 分位值
产能利用率	3692	1.6999	2.5224	1.2477	0.3111	2.3980
净利润率	4183	3.9087	3.9043	3.6555	2.2063	5.3538
资本存量	4182	14.9357	1.7666	14.9944	13.9153	16.0525
劳动量	4183	10.8283	1.5015	10.9470	9.9253	11.9045
工资	4183	2.5112	0.4596	2.4900	2.1904	2.8016
出口开放度	3716	0.2098	0.2065	0.1341	0.0490	0.3240
进口渗透率	2292	0.1954	0.2358	0.0876	0.0182	0.3028
实际汇率变化	1295	-1.1111	1.4335	-0.9789	-1.8709	-0.1687

注:产能利用率数据是根据理论模型计算得出,由于行业细分程度较大导致其值个体差异很大,该数据只反映了产能利用率的相对变化情况,而不是真实的产能利用率。各项数据根据前文方法计算得到。实际汇率指标以 2005 年为基期(=100)表示。
资料来源:作者计算整理。

① 中国与其他国家工业行业的年度双边进口和出口贸易额数据来源于联合国 Comtrade 数据库和中国海关统计数据库。各国 CPI 指标来源于 EIU Country Data(以 2005 年为基期);各国货币与美元的双边名义汇率数据来源于 EIU Country Data。

四、实证分析

本文考察了总体样本、重工业样本和轻工业样本的影响差异,回归结果分别对应于表3—表5。表3和表4中各个系数的显著性较高,而表5中与人民币实际汇率交叉影响的系数多数不显著,这说明重工业产能利用率与人民币实际汇率之间存在显著的系统性关系,但人民币实际汇率却不是影响轻工业产能过剩的关键因素。

由表3—表5可知,产能利用率的滞后一期变量的回归系数均在1%显著性水平上为正值,表明产能利用率存在显著的滞后性特征。控制其他影响因素后,当期产能利用率下降10%,下一期的总体行业产能利用率会降低4.0291%(表3中列(1)—(7)的系数均值),下一期的重工业和轻工业的产能利用率降幅分别为4.3886%(计算表4中列(1)—(7)的系数均值)和4.0567%(计算表5中列(1)—(7)的系数均值),因此,重工业产能利用率的滞后期效应更加明显。

表3 全样本的SYS-GMM估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{i-1}$	0.3355*** (0.0853)	0.3952*** (0.0859)	0.4845*** (0.0984)	0.4014*** (0.0867)	0.4120*** (0.0864)	0.3920*** (0.0859)	0.3998*** (0.1005)
$\ln K_i$	-0.2288*** (0.0464)	-0.1205*** (0.0440)	-0.1303*** (0.0550)	-0.1400*** (0.0416)	-0.1565*** (0.0443)	-0.1731*** (0.0450)	-0.1263*** (0.0542)
$\ln L_i$	0.1634*** (0.0454)	0.0451 (0.0436)	0.0252 (0.0521)	0.0723** (0.0412)	0.0954*** (0.0441)	0.1031*** (0.0440)	0.0100 (0.0528)
$\ln w_i$	-0.7585*** (0.0640)	-0.6241*** (0.0674)	-0.4615*** (0.0851)	-0.5841*** (0.0656)	-0.4998*** (0.0725)	-0.5959*** (0.0670)	-0.6669*** (0.0863)
$\ln REER_i \times (1 - Profit_{i-1})$	-1.1903*** (0.1237)						-1.0429*** (0.1620)
$\ln REER_i \times EXS_{i-1}$		0.0941*** (0.0211)					0.0422 (0.0278)
$\ln REER_i \times IMS_{i-1}$			-0.0900*** (0.0237)				-0.1039*** (0.0232)
$\ln REER_i \times SOE_{i-1}$				-0.0887*** (0.0264)			
$\ln REER_i \times PRT_{i-1}$					0.1386*** (0.0469)		
$\ln REER_i \times FDI_{i-1}$						0.0858*** (0.0298)	
C	9.0025*** (0.7524)	3.0063*** (0.2534)	2.9115*** (0.3642)	3.0031*** (0.2547)	2.5486*** (0.2624)	3.0947*** (0.2612)	8.1467*** (1.0055)
观测值	1866	1866	1268	1866	1866	1865	1268
行业数	424	424	283	424	424	424	283
AR(1)	0	0	0	0	0	0	0
AR(2)	0.2090	0.2500	0.1590	0.3290	0.2790	0.2890	0.1390
Sargan Test			0.1000				0.1240

注:所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误差。

资料来源:作者计算整理。

表3列(2)和表4列(2)的回归结果表明:在单独考察出口开放度渠道的情况下,实际汇率与出口开放度交叉项变量的回归系数显著为正;当同时引入市场势力渠道、进口渗透率渠道特征的影响后,该系数不再显著,表5中该系数一直不显著,t统计量值小于1.6。这表明人民币实际汇率的出口开放度效应并不具有稳定性和显著性特征。一方面,人民币实际汇率升值导致出口产品的价格竞争力下降,从而实际产出下降,在产能产出不变的情况下,产能利用率就会降低。但大量研究表明,人民币汇率变动对中国出口的支出转换效应并不显著,这取决于产品定价原则、贸易品构成及市场组织形式等因素;另一方面,出口开放度提高,企业无需采用“窖藏”过剩产能策略应对需求的不确定性,产能利用率可能保持稳定。

实际汇率与进口渗透率交叉项变量的系数显著为负,但表5基于轻工业样本的系数不显著。随着进口渗透率的提高,人民币实际汇率升值对工业行业的产能利用率的负向影响显著增强。估计结果表明:进口渗透率与实际产出之间呈现出显著的替代关系,这与毛日昇^[20]的研究结论具有较好的一致性。人民币实际汇率升值10%,通过进口渗透率渠道,中国工业的产能利用率会下降4.9616%^①。表4列(3)的重工业样本的回归表明,实际汇率与进口渗透率交叉项变量的系数不显著,但同时引入市场势力渠道、出口开放度渠道的影响后,该系数均在1%显著性水平上呈现负值。但表5基于轻工业样本的系数均不显著,表明轻工业的进口渗透率影响效应并不明显。

实际汇率与企业市场势力交叉项变量除表5轻工业样本的部分系数不显著以外,其他回归均在1%显著性水平上呈现负值。人民币实际汇率升值10%,通过市场势力渠道,总体工业的产能利用率会下降11.6202%^②。由表4和表5可知,重工业市场势力渠道的制约效应显著高于轻工业,重工业样本中实际汇率与企业市场势力交叉项变量的显著系数均值为-1.1794,绝对值远高于轻工业样本中显著系数的均值-0.5209。根据CEIC中国数据库的统计数据,1998年东南亚经济危机之后,人民币实际汇率出现多次趋势性的升值或贬值,如1998—2002年人民币实际有效汇率持续升值,2002—2004年实际汇率大幅贬值,以及2006—2008年再次大幅升值。由于市场竞争加剧且工业企业认为人民币汇率的变动趋势将比较持久,人民币实际汇率升值对各工业行业的产能利用率的负向影响作用显著增强,表明工业行业的产能利用率受人民币实际汇率的影响会随企业势力下降而更敏感。1999—2011年轻工业产值比重由41.9%降到30%以下,重工业则由58.1%上升到70%以上。由于重工业的比重较高,重工业市场势力渠道的制约效应更加显著。

表3列(4)主要考察了国有企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。当国有企业比重增加时,人民币汇率升值对产能利用率的负向影响会显著增强,表明进口渗透率渠道中互补效应大于替代效应,可能原因是国有企业受到政府的过度保护,致使其对于汇率升值产生的进口最终品的成本下降效应和国内生产要素的价格下降效应不敏感,因而进口渗透率渠道的替代效应较弱。表3列(5)考察了私营企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。当私营企业比重增加时,人民币汇率升值对产能利用率的负向影响会显著减弱,表明市场势力渠道的影响较强,且进口渗透率渠道中互补效应小于替代效应,可能原因是私营企业对于汇率升值导致的进口最终品成本的下降效应和国内生产要素的价格下降效应比较敏感。表3列(6)考察了外资企业比重与实际汇率对产能利用率的影响之间的关系。外资企业具有较高的生产效率,对于汇率调整比较敏感,但由于其享受了地方政府的优惠政策补贴,待遇甚至高于私营企业,也会出现对于汇率调整的反应惰性。表4和表5表明,重工业和轻工业的所有制结构特征效应并不显著,仅表4列(5)和表5列(6)的回归系数显著。

表3表明,资本存量增加会对产能利用率产生显著的负向影响,这与理论预期较为一致。大量

① 表3中 $\ln REER_{it} \times IMS_{it-1}$ 的显著回归系数均值除以 IMS_{it} 的均值(数据见表2)。

② 表3中 $\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{it-1})$ 的显著回归系数均值除以 $(1 - Profit_{it-1})$ 的均值(数据见表2),文中其他的类似比率采用相同的方法计算。

表 4 重工业样本的 SYS-GMM 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{i-1}$	0.4965*** (0.0375)	0.3971*** (0.1216)	0.5289*** (0.1405)	0.4029*** (0.1210)	0.3669*** (0.1266)	0.3886*** (0.1205)	0.4911*** (0.1531)
$\ln K_{it}$	-1.0736*** (0.2537)	-0.1620*** (0.0580)	-0.2338 (0.3846)	-0.1602*** (0.0543)	-0.1566*** (0.0544)	-0.1827*** (0.0569)	-0.4939 (0.4338)
$\ln L_{it}$	1.0819*** (0.2775)	0.0703 (0.0556)	0.1400 (0.4338)	0.0717 (0.0533)	0.0745 (0.0535)	0.0917** (0.0548)	0.4186 (0.4859)
$\ln w_{it}$	0.4444 (0.3415)	-0.5218*** (0.0920)	-0.3466 (0.3933)	-0.4771*** (0.0881)	-0.3881*** (0.0936)	-0.4497*** (0.0901)	-0.2685 (0.4666)
$\ln REER_{it} \times (1 - Profit_{i-1})$	-1.3858*** (0.1327)						-0.9730*** (0.2244)
$\ln REER_{it} \times EXS_{i-1}$		0.0901*** (0.0342)					-0.0443 (0.0693)
$\ln REER_{it} \times IMS_{i-1}$			-0.0447 (0.0308)				-0.0609*** (0.0315)
$\ln REER_{it} \times SOE_{i-1}$				-0.0465 (0.0335)			
$\ln REER_{it} \times PRT_{i-1}$					0.1999*** (0.0709)		
$\ln REER_{it} \times FDI_{i-1}$						-0.0201 (0.0428)	
C	8.9845*** (0.7302)	2.8701*** (0.3939)	2.6664*** (0.5008)	2.7667*** (0.3891)	2.1698*** (0.3440)	2.7836*** (0.3953)	7.6468*** (1.4270)
观测值	1078	1078	740	1078	1078	1078	740
行业数	257	257	171	257	257	257	171
AR(1)	0	0	0	0	0	0	0
AR(2)	0.1450	0.1150	0.0930	0.1550	0.1230	0.1330	0.1170
Sargan Test	0.2810		0.5510				0.5670

注:所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误差。

资料来源:作者计算整理。

研究表明,过度投资是造成产能过剩的关键因素,固定资产净值增加导致产出上升,产能利用率相应下降。表 4 的重工业样本回归系数均值(为-0.3470,部分系数 t 统计量值显著)大于表 5 的轻工业样本回归系数均值(为-0.1745,部分系数 t 统计量值显著)。这表明重工业投资对产能利用率的影响较大,因此,控制对重工业部门的过度投资是有效化解重工业产能过剩的关键所在。表 3—表 5 的结果表明,劳动数量增加或工人工资下降都将提高产能利用率,这也与理论结论一致,即劳动数量增加,企业产出将提高;工人工资上涨,产能产出将下降。

为进一步检验上述回归结果的稳健性,本文将劳动数量和工人工资变量替换为行业职工总数和工资总额做回归检验,并尝试单独控制市场势力、出口开放度、进口渗透率及所有制结构特征的影响后再对比分析。结果表明,研究结论仍然具有一定的稳健性。在控制其他影响因素后,人民币实际汇率升值 10%,中国工业产能利用率降低 14%—17%。

表 5 轻工业样本的 SYS-GMM 估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\ln CU_{i-1}$	0.3191*** (0.0467)	0.3555*** (0.1703)	0.6365*** (0.2833)	0.3571*** (0.1693)	0.3632*** (0.1719)	0.3508*** (0.1699)	0.4575** (0.2576)
$\ln K_i$	-0.3038 (0.2554)	-0.1942*** (0.0967)	0.0479 (0.5602)	-0.1496** (0.0820)	-0.1767*** (0.0891)	-0.1774*** (0.0894)	-0.1078 (0.7651)
$\ln L_i$	0.2681 (0.2527)	0.1620 (0.0979)	-0.1123 (0.5363)	0.1134 (0.0820)	0.1436 (0.0896)	0.1420 (0.0896)	0.0292 (0.7580)
$\ln w_i$	-0.5283*** (0.2707)	-0.5655*** (0.1162)	-0.5167 (0.5093)	-0.6009*** (0.1094)	-0.5794*** (0.1234)	-0.6566*** (0.1157)	-0.4861 (0.5659)
$\ln REER_i \times (1 - Profit_{i-1})$	-0.5209*** (0.2055)						-0.5190 (0.3390)
$\ln REER_i \times EXS_{i-1}$		-0.0117 (0.0308)					-0.0071 (0.2971)
$\ln REER_i \times IMS_{i-1}$			-0.0872 (0.0675)				-0.1081 (0.0674)
$\ln REER_i \times SOE_{i-1}$				-0.0579 (0.0384)			
$\ln REER_i \times PRT_{i-1}$					-0.0040 (0.0597)		
$\ln REER_i \times FDI_{i-1}$						0.1157*** (0.0391)	
C	6.2286 (1.0760)	3.5071 (0.3240)	2.9135 (1.4457)	1.8722 (0.4189)	3.4659 (0.3263)	3.5513 (0.3073)	5.9611 (3.0966)
观测值	788	788	528	788	788	788	528
行业数	167	167	112	167	167	167	112
AR(1)	0	0.0010	0	0.0010	0	0	0
AR(2)	0.7720	0.8000	0.9350	0.8270	0.8020	0.7150	0.9690
Sargan Test		0.1140	0.1610	0.1180	0.1160	0.1170	0.5850

注:所有估计均控制了个体固定效应和时间虚拟变量。所有回归均控制了产能利用率滞后变量的内生性。***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。括号内为回归系数对应的标准误差。

资料来源:作者计算整理。

五、结论与政策建议

本文从人民币实际汇率的新视角,诠释了在开放经济条件下中国工业的产能利用率与产能过剩命题。基于 1999—2007 年中国各细分行业面板数据的系统广义矩估计(SYS-GMM)的结果表明:中国工业的产能过剩问题不仅有其独特的发展阶段、体制机制和发展方式等方面的原因,还与人民币汇率变动的外部经济依赖度密切相关。加入 WTO 为中国外向型经济发展提供了良好的时机,中国工业的出口开放度和进口渗透率不断攀升。1998 年之后,人民币实际汇率基本呈现升值趋势,尤其是 2005—2009 年,人民币实际有效汇率升值 32%。人民币实际汇率升值引致中国工业产能利用率不断下降,加之市场势力渠道和进口渗透率渠道的放大效应,致使部分工业行业的产能过剩问题比较突出,主要集中在地方政府重点招商引资且产品同质化程度高的重工业行业。

中国政府化解产能过剩需要综合考虑国内外影响因素的合力,并依托汇率政策对中国工业产能利用率进行调节。当前,美联储缩减 QE 规模且加息预期升温,新兴市场汇率大幅回调,中国经济

增长速度放缓并步入“新常态”,引发自 2015 年 1 月以来人民币汇率急跌,市场判定人民币汇率进入新一轮的贬值周期。如果人民币汇率步入贬值区间,将通过进口渗透率渠道和市场势力渠道缓解当前中国工业尤其重工业的产能过剩困局,但对轻工业产能过剩的影响甚微。

为了化解产能过剩,仍需配合以下政策措施:①尽快建立遏制重工业固定资产投资冲动的长效机制。严禁建设新增产能项目,分类妥善处理在建违规项目;清理整顿已建成的违规产能,加强规范和准入管理;淘汰落后产能,引导产能有序退出;推进企业兼并重组,优化产业空间布局。②签订大宗商品原材料进口的远期汇率合约,消除汇率波动对进口原材料价格的冲击。当前,国内企业正利用期货合约价格增加国外采购规模,但缺乏对于远期汇率风险的规避考虑,相关企业应同时签订大宗商品原材料进口的远期汇率合约,减少未来汇率波动对于原材料进口的支出转换效应和不完全传递效应。③消除行业市场的国有企业垄断,允许民营企业进入,推进混合所有制企业改革。市场竞争的加剧会造成竞争性产能过剩,但竞争性产能过剩是市场竞争行为的理性结果,生产者对潜在的市场竞争冲击及远期的内外市场需求做了理性选择。④结合海外援助和国际合作项目,通过海外投资建厂的方式转移企业的新增生产能力。构建“走出去”投融资综合服务平台,并利用外汇储备或专项资金对涉外企业提供融资便利;发挥某些工业行业的技术、装备、规模优势,在全球范围内开展资源和价值链整合;加强与周边国家及新兴市场国家的投资合作,积极建设境外生产基地。

针对中国轻工业领域内的产能过剩问题,①要意识到轻工业领域的产能过剩多属于竞争性产能过剩,“产能窖藏”是企业面对市场竞争环境的合理选择;②完善市场经济体制,为不同所有制、不同规模企业创造一个公开、公平和公正的竞争环境,降低行业进入和退出的沉淀成本;③扩大国内市场需求,采用出口市场多元化战略,提升企业技术附加值,增强企业的市场势力,能够有效抵消人民币实际汇率对中国轻工业产能过剩的负向影响。

〔参考文献〕

- [1]Michael, Spence. Entry, Capacity, Investment and Oligopolistic Pricing [J]. The Bell Journal of Economics, 1977,8(2):534-544.
- [2]Clark, S. Labor Hoarding in Durable Goods Industries[J]. American Economic Review, 1982,63(5):811-824.
- [3]Medoff, J. J., and L. Fay. Labor and Output over the Business Cycle: Some Direct Evidence [J]. American Economic Review, 1985,75(4):638-655.
- [4]Fair, R. Excess Labor and the Business Cycle[J]. American Economic Review, 1984;75(1):239-245.
- [5]林毅夫,巫和懋,邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010,(4):4-19.
- [6]巴曙松. 如何看待当前的“产能过剩”[J]. 首席财务官, 2006,(7):55-57.
- [7]周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004,(6):33-40.
- [8]吴志明,郭予锴. 汇率制度改革前后人民币传递效应研究——以 2005 年 7 月汇率制度改革为界[J]. 经济评论, 2010,(2):120-127.
- [9]Cooper, R. An Assessment of Currency Devaluation in Developing Countries [M]. Gustav Ranis. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1971.
- [10]Edwards, S. Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries[M]. MA: MIT Press, 1989.
- [11]Morley, S. A. On the Effect of Devaluation during Stabilization Programs in LDCs [J]. The Review of Economics and Statistics, 1992,74(1):21-27.
- [12]Rogers, J. H., and P. Wang. Output, Inflation, and Stabilization in a Small Open Economy: Evidence from Mexico[J]. Journal of Development Economics, 1995,46(2):271-293.
- [13]Kamin, S. B., and J. H. Rogers. Output and the Real Exchange Rate in Developing Countries: An Application to Mexico[J]. Journal of Development Economics, 2000,61(1):85-109.
- [14]Berument, H., and M. Pasaogullari. Effects of the Real Exchange Rate on Output and Inflation: Evidence

- from Turkey[J]. *The Developing Economies*, 2003,41(3):401-435.
- [15]Kim, Y., and Y. H. Ying. An Empirical Assessment of Currency Devaluation in East Asian Countries[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2007,26(8):265-283.
- [16]Mills, T. C., and E. J. Pentecost. The Real Exchange Rate and the Output Response in Four EU Accession Countries[J]. *Emerging Markets Review*, 2001,4(2):418-430.
- [17]李建伟,余明. 人民币有效汇率的波动及其对中国经济增长的影响[J]. *世界经济*, 2003,(11):21-34.
- [18]李未无. 实际汇率与经济增长:来自中国的证据[J]. *管理世界*, 2005,(2):17-26.
- [19]赵永亮,干杏娣,熊德平. 人民币实际有效汇率升值对中国产出影响的实证研究[J]. *世界经济研究*, 2011,(6):16-27.
- [20]陈国伟,夏江. 人民币实际汇率变动对总产出影响的实证分析[J]. *经济科学*, 2002,(4):49-55.
- [21]何新华,吴海英,刘仕国. 人民币汇率调整对中国宏观经济的影响[J]. *世界经济*, 2003,(11):13-20.
- [22]范金,郑庆武,王艳,袁小慧. 完善人民币汇率形成机制对中国宏观经济影响的情景分析——一般均衡分析[J]. *管理世界*, 2004,(7):29-42.
- [23]卢万青,陈建梁. 人民币汇率与国际竞争力的关系研究[J]. *国际金融研究*, 2004,(8):26-36.
- [24]魏巍贤. 人民币升值的宏观经济影响评价[J]. *经济研究*, 2006,(4):47-57.
- [25]Goldberg, L. S. Industry-specific Exchange Rates for the United States [J]. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 2004,(10):1-16.
- [26]毛日昇. 人民币实际汇率变化如何影响工业行业就业[J]. *经济研究*, 2013,(3):56-69.
- [27]韩国高,高铁梅,王立国,齐鹰飞,王晓. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J]. *经济研究*, 2011,(12):18-31.
- [28]Berndt, E. R., and C. J. Morrison. Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and an Alternative Approach[J]. *American Economic Review*, 1981,72(2):48-52.
- [29]Dornbusch, R. Exchange Rates and Prices[J]. *American Economic Review*, 1987,77(1):93-106.
- [30]Fisher, E. A Model of Exchange Rate Pass-through[J]. *Journal of International Economics*, 1989,26(2):119-137.
- [31]Froot, Kenneth, and Klemperer, Paul. Exchange Rate Pass-through when Market Share Matters [J]. *American Economic Review*, 1989,79(4):637-654.

Effect of RMB Real Exchange Rate on Industrial Capacity Utilization

WANG Zi-feng, BAI Yue-ming

(School of Economics of Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: China's industrial overcapacity issue embodies the characteristics of open economic conditions. This study investigates China's industrial overcapacity from a new perspective of the RMB exchange rate under open economy. The dynamic impacts of real RMB exchange rate change on industrial capacity utilization are evaluated empirically using 4-digit industry panel dataset. The main results are yielded: capacity utilization of industrial sector has an important lag effect; Real exchange rate appreciation of RMB has important negative effects on capacity utilization of industrial sectors through both market power and import penetration channels, while the effects are not consistent through export revenue channel; The increase of private enterprises and state-owned capital in industries can respectively enhance the positive and negative effects caused by real exchange appreciation, but the increase of FDI causes the uncertain consequence. In order to achieve the goal of solving the excess capacity, this paper suggests that government should rely on exchange rate policy to adjust industrial capacity utilization, and need to cooperate with relevant measures, such as strict controls of new investment, avoiding exchange rate risk, eliminating the market monopoly and promoting overseas investment.

Key Words: real exchange rate; capacity utilization; heavy industry; ownership structure

JEL Classification: D24 F16 F31

[责任编辑:覃毅]